



“新农合”、教育程度与农村居民健康的关系研究

——基于“中国健康与营养调查”数据的面板分析

邹 薇 宣颖超

摘 要：在新型农村合作医疗（简称“新农合”）政策下，农村居民的教育程度如何影响其健康状况引起了广泛关注，但是基于微观数据的实证研究却不多见。通过 1997、2000、2004 以及 2006 年间的中国健康与营养调查（CHNS）的农村个体调查对象的面板数据，我们可以了解农村居民个体的教育程度通过参保“新农合”的渠道对健康状况产生影响的机理，以及农村居民当前存在的“参保冷漠”现象和“新农合逆向选择”困局。总体上看，教育程度对“新农合”存在单一门限效应（门限值为 5），即只有当学龄大于 5 年时，“新农合”才能发挥提高农村居民健康水平的作用；而且，“新农合”对影响农村居民健康的因果效应并不明显。因此，要从根本上解决农村居民健康问题，不仅需要建立更完善的医疗保险体系，还需要加强农村教育和人力资本积累。

关键词：新型农村合作医疗政策；教育程度；农村居民健康；面板门限模型

一、问题的提出

教育与健康是人力资本中不可或缺的两个组成部分。在经典的人力资本研究中，教育程度，通常被视为人力资本最重要的组成部分之一，而其对经济增长的贡献已得到大量文献的证实（Mincer, 1984: 195-205; Tallman & Wang, 1994: 101-124; Benhabib & Spiegel, 1994: 143-173）。然而健康作为人力资本的另一个重要组成部分（Becker, 1964: 45-83; Grossman, 1972: 223-255），也得到更多学者们的关注（Easterly & Levine, 2003: 3-39; Acemoglu & Johnson, 2007: 925-985）。目前，围绕教育与健康之间互补性关系的研究正在深入展开，最具开创性的成果来自 Grossman（1972: 223-255），其在文章中明确指出了两种联系教育与健康的因果路径（causal paths）。其一，获得更高教育水平的人能够更加有效地利用医疗保障服务，进而得到更多的健康资本，称为“教育的产出有效性”；其二，教育能够帮助个人养成健康的生活习惯，远离不健康的恶习（例如吸烟和饮酒等等），投入更多的精力到个人养生当中，从而获得更好的健康状态，称为“教育的配置有效性”。由此，一旦揭示了教育如何影响人们的健康水平，和以何种路径进行传递，那么政策制定者（例如相关政府机构）便可出台相关的法律或政策，以改善和提高人们的健康状况，从而实现人力资本的有效增长。

具体来说，一个国家的医疗保险制度就是政府改善居民健康水平的制度安排。就我国而言，自 1990 年代末至今，陆续在城乡地区间建立了全面的、公共的新型基本医疗保障制度。其中包括了 1998 年开始建立的以城镇正式就业职工为对象的城镇职工基本医疗保险（简称“城职保”），2007 年开始颁布的以城镇非从业居民为对象的城镇居民基本医疗

保险(简称“城居保”),以及1997年开始推出、2003年全面试点的以农村居民为参保对象的新型农村合作医疗保险(简称“新农合”)^①。城镇职工和居民参保对象相对于农村居民而言,具有相对稳定的收入、福利和较好的生活条件,能够为其自身解决一定程度上的医疗保险问题。反观农村居民则更依赖于政府的卫生支出和相关医疗保障政策支持。然而1997年之前,农村合作医疗处于资金短缺的低谷,农村医疗卫生财政支出持续下滑,导致农村人口的预期寿命减小,在一定程度上加大了城乡之间的不平等(邹璐,2003:3-17;王延中,2001:20-28)。“新农合”的特点在于:参保对象是以自愿方式进行且以家庭为单位的农村居民;参保家庭需要交纳少部分费用,2003年为每人每年10元,2015年为每人每年120元,其余大部分保费以政府补助方式进行缴交^②;项目在县级层面统筹实行集体扶持。目前“新农合”已形成较大的覆盖面,截至2014年11月底,“新农合”大病保险工作已覆盖全国219个地市、1563个县(市、区),大病保险基金总额达97亿元,全年共有115万人次受益^③。“新农合”政策的推行,标志着农村居民的健康状况得到了基本保障,旨在缓解预防性储蓄的压力,改善农村居民的饮食结构和提高其生活水平(马双、张昉,2011:126-137+153)。

然而总体来看,“新农合”与其他城镇医疗保险之间,无论是从保障的对象、保障的力度,或是保障的基本管理方式,均存在显著的差异,反映出了我国基本医疗保险上的城乡二元性。城镇参保对象相对于农村居民而言,具有相对稳定的职业和较高的生活条件。反观农村居民,自改革开放以来,由于户籍政策松动以及城乡收入差距的逐渐拉大,大量的农村居民纷纷涌入到沿海及各大城市,形成了大规模的“打工潮”和“农民进城”现象(梁雄军等,2007:13-28+203;张世伟、赵亮,2009:101-106;石智雷、杨云彦,2011:40-54)。2011—2014年,全国农民工总量从2.53亿人增加到2.74亿人,其中外出农民工总量从1.59亿人增加到1.68亿人^④。由此反映农民工已经成为我国劳动力市场中的重要组成部分,但关于农民工的医疗保险与健康水平问题并没有引起足够的重视。龚文海(2009:92-98)和姚俊(2015:111-120+128)分别指出农民工在医疗保险上所出现的参保意愿低、医疗资源使用不高和整体健康水平较低等问题,已成为农村居民医疗中亟待解决的问题。而农民工在参保过程中所发生的“参保冷漠”问题,也折射出当前农村居民对待医疗保险认知的情况。那么2003年以后,随着“新农保”政策的全面推广,该医疗保险制度究竟对于解决农村居民“看病难,看病贵”问题上达到了怎样的成效?农村居民的健康状况是否真正得到了改善?这正是本文要考察的重点之一。

关于“新农合”对健康影响的问题,已经得到了国内外学者广泛的关注。例如Lei & Lin(2009:S19-S26)使用CHNS纵向数据,通过个体固定效应模型、工具变量估计、DID估计来校正选择性偏差,其研究表明“新农合”政策显著降低了中国赤脚医生的服务率并且显著提高了预防性治疗,尤其是体检的效用;然而,对于医疗的自费部分以及居民健康水平,“新农合”政策并没有起到太大的作用。Wagstaff等(Wagstaff, et al, 2009:1-19)使用DID方法发现,“新农合”政策增加了门诊病人和住院病人的效用,然而并不能降低他们的自费支付部分;该政策提高了城镇医疗中心贵重设备的拥有率,但是对每一个医疗案例的花费并没有影响。Chen & Jin(2012:1-14)通过2006至2007年间8个低收入农村590万居民的数据,发现“新农合”提高了6至16岁儿童的上学率、降低了儿童以及孕妇的死亡率。国内学者的研究更多考察“新农合”政策的实施对于农村居民的福利影响。解垚(2008:84-91)通过采用CHNS数据发现了“新农合”政策提高了医疗服务利用,然而其对净医疗费用作用并不显著;王天宇、彭晓博(2015:103-117)认为“新农合”对于农村居民生育分别存在收入效应和挤出效应,并通过实证研究发现了挤出效应占主导地位;张川川等(2015:203-230)采用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据进行实证研究,研究结论表明“新农合”存在着异质性影响,即“新农保”通过提高农村老年人的收入水平进而改进他们的福利,然而健

①农村合作医疗早在1997年起就得到中央有关决定的落实,参见《中共中央、国务院关于卫生改革与发展的决定》(中发[1997]3号)。2003年进入全面试点阶段。

②2015年国家要求各级财政对“新农合”的人均补助标准在2014年的基础上提高60元,达到380元。参见国家卫生计生委基层卫生司网站, <http://www.moh.gov.cn/jws/index.shtml>, 2015-01-30。

③参见中国新闻网, <http://www.chinanews.com/gn/2015/02-06/7042158.shtml>, 2015-02-06。

④参见《人民日报》2015年10月15日第23版。

健康状况较差的老年人受到的影响更加明显。马双、张劼(2011:126-137+153)从营养结构层面上进行考察发现“新农合”政策的实施显著地增加家庭人均蛋白质、脂肪的摄入量,但对碳水化合物摄入量没有显著作用。除此之外,从居民的消费和医疗价格角度上而言,封进等(2010:127-140)研究发现虽然“新农合”对村门诊的价格并没有影响,但对县医院的医疗价格的上涨具有明显的促进作用;白重恩等(2012:41-53)关于“新农合”对农村居民消费的影响进行了研究,发现“新农合”在一定程度上具有减少预防性储蓄的作用,但实际效果仅对于那些获得保险补偿的村民显著。

各国经验表明,教育程度对健康水平的影响发挥了重要作用,然而教育是以何种路径来影响健康? 现有的相关研究结论可归结为两种假说:“预算约束放松说”和“效率提升说”(程令国等,2014:205-330)。前者认为教育程度越高的人,收入越高,进而有更宽松的的健康投入的预算集合(Moen,1999:694-723);后者则从效率的角度进行阐述,认为教育能够帮助受教育者塑造一个关于健康的良好的认知和行为习惯,进而提升其自身的健康效率(Grossman,1972:223-255;Paasche-Orlow,et al,2007:S19-S26)。在我国现阶段,正如邹薇、郑浩(2014:16-31)指出,农村贫困家庭面临教育投资的低意愿现象。那么进一步地,农村居民的教育程度是否会通过“新农合”这一渠道对农村居民健康水平产生影响呢? 这是本文研究所关注的另一个重点。

为了回答上述提出的问题,本文选取中国健康与营养调查(CHNS)1997、2000、2004以及2006年四个调查年份的农村居民个体面板数据作为研究样本^①。CHNS这一长期追踪数据的特点之一就是问卷囊括了被访问对象是否有登记相关的医疗保险制度,其中包括“新农合”。不同于既有文献(马双、张劼,2011:126-137+153;苏春红、田坤忠,2012:50-61),我们研究所关注的要点和贡献主要集中于探讨农村居民的教育程度在参保了“新农合”后对个体自身健康状况的影响渠道。一方面,目前关于教育与健康的实证研究主要分析教育水平对健康状况的直接影响,而忽略了政府对医疗保险制度改革在改善居民健康水平中所发挥的作用;另一方面,在分析医疗保险制度对于改善农村居民健康状况的作用时,参保农村居民的教育程度往往并没有得到足够的重视,因而容易造成医疗保险在政策实施有效性的测度上存在内生性偏差,无法反映真实的政策实施力度。

为此,本文采用面板门限模型来克服该偏差问题,以真实反映“新农保”政策的实施对提高农村居民健康所发挥的作用,为探讨农村居民医疗保险问题进一步提供经验证据。本文认为,“新农合”制度旨在保障农民获得基本卫生服务、缓解农民因病致贫或返贫,然而农村居民表现出的“参保冷漠”问题依然突出,很大程度上降低了医疗保险制度的有效性,而这一现象与农村居民自身的教育水平息息相关。对于这一问题,在既有的研究中鲜有发现。据此我们建立的假设是:不同教育程度的农村居民在参保“新农合”后,对其自身的健康状况产生了非一致的影响关系(如非线性关系)。我们将通过引入面板门限模型,以学龄(居民所受教育年数)作为门限变量,对上述假说进行实证检验。此外,为了研究2003年全面试点的“新农合”与此前农村合作医疗保险的差异,即检验“新农合”的试点是否真正存在影响农村居民健康的因果效应,以及这一影响是否显著,本文采用了“倍差法”(DID),以便同时控制个体自身对政策的反应、政策实施前与实施后在时间上的差异,从而能够帮助我们有效识别“新农合”实施所带来的因果效应。

本文余下的部分安排如下:第二部分是实证模型与估计方法,着重阐述本文所采用的面板门限模型和倍差法模型的设定与估计;第三部分讨论变量选取、数据特征以及描述性统计;第四部分报告和分析实证结果;最后是结论。

二、实证模型和估计方法

(一) 基准实证模型设定

本文的基准实证模型主要基于 Grossman(1972:223-255)的健康生产函数,通过对其推导得到如下方

^①CHNS是由美国北卡罗来纳人口研究中心和中国疾病预防控制中心营养与食品安全研究所共同组织一起管理的、正在继续进行的长期追踪问卷调查数据。

程所示的教育与医疗保险对健康状况的基准面板实证模型:

$$H_{it} = \alpha X_{it} + \beta E_{it} + \theta HI_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示个体居民, t 表示年份; H_{it} 是居民 i 在 t 期的一个健康状况指标; E_{it} 表示个体 i 的教育程度水平; HI_{it} 则表示有否登记“新农合”医疗保险, 为一个虚拟变量; X_{it} 是一个可观测到的控制变量的向量, 向量中的各变量均对个人健康状况具有影响, 最后 ϵ_{it} 则是随机误差项, 表示不可观测的个体特征, 满足 $\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ 。值得注意的是, 我们主要考察系数 β 与 θ , 二者分别表示额外增加一个年份的教育程度对健康的边际影响、参与医疗保险项目对自身健康状况的边际效应。此外, 考虑到本文的健康状况指标 H_{it} 主要以二元变量表出, 因此我们采用非线性概率模型, 如 probit 或者 logit 模型进行估计 (Clark & Royer, 2013: 2087-2120)。考虑到 logit 模型的分布函数有解析式表达式, 本文将以 logit 模型为主要的微观计量模型进行估计, 如若因变量是排序型变量, 则会采用 ordered logit 模型进行估计。

我们注意到在使用方程进行 OLS 估计时, 如果教育水平 E_{it} 与健康状况指标 H_{it} 之间存在互为因果的关系的话, 则会导致联立方程偏差或内生性偏差问题, 造成估计结果的不一致 (Wooldridge, 2012: 168-181)。不仅如此, 还可能同时影响教育与健康的不可观测的遗漏变量, 如家庭背景和个体时间偏好等 (Grosman, 2000: 347-408)。

(二) 面板门限模型设定与估计

结合前述的分析, 医疗保险政策的选择登记对农村居民健康水平的影响可能随着个体所受教育水平的不同而呈现出非线性关系, 具体表现为区间效应。针对区间效应问题, 传统的做法是基于研究者的主观判断或者经验数据来确定某一个或多个门限值, 并根据门限值把样本划分为两个或者多个子样本, 既不对门限值参数进行参数估计, 又不对其进行假设检验, 造成实证模型估计得到的结果存在不稳健的问题。为此, Hansen (2000: 575-603) 提出了关于门限回归模型的统计推断方法, 通过利用门限变量估计得到的门限值, 来避免由于主观判定所造成的人为误差问题。单一门限面板模型的设定如下所示^①:

$$H_{it} = \alpha X_{it} + \beta E_{it} + \theta_1 HI_{it} I(E_{it} \leq \gamma) + \theta_2 HI_{it} I(E_{it} > \gamma) + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

此处 $\theta_j, j=1, 2$ 表示相应的系数。 E_{it} 同样作为医疗保险 HI_{it} 的门限变量, γ 为特定的门限值, $I(\cdot)$ 则为示性函数。 Hansen (1999: 345-368) 考虑了固定效应下的面板门限模型, 正如方程所示。依照 Hansen 所提出的估计方法, 我们首先采用去除组内均值的方法用以消除个体效应 μ_i , 则方程则退化为:

$$H_{it}^* = \alpha X_{it}^* + \beta E_{it}^* + \theta HI_{it}^*(\gamma) + \epsilon_{it}^* \quad (3)$$

其中 $H_{it}^* = H_{it} - \overline{H_i}$, $X_{it}^* = X_{it} - \overline{X_i}$, $E_{it}^* = E_{it} - \overline{E_i}$, $HI_{it}^*(\gamma) = HI_{it} - \overline{HI_i}$ 和 $\epsilon_{it}^* = \epsilon_{it} - \overline{\epsilon_i}$, 而 $\overline{H_i} =$

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T H_{it}, \overline{X_i} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{it}, \overline{E_i} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E_{it}, \overline{HI_i} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T HI_{it}(\gamma) = \begin{pmatrix} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T HI_{it} I(E_{it} \leq \gamma) \\ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T HI_{it} I(E_{it} > \gamma) \end{pmatrix} \text{ 和 } \overline{\epsilon_i} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \epsilon_{it}。对方程的各面板变量进行累叠后记为向量形式, 可转化为:$$

$$H^* = \alpha X^* + \beta E^* + \theta H I^*(\gamma) + \epsilon^* \quad (4)$$

此时对于给定门限值 γ , 对方程进行 OLS 估计可得一致的估计量 $\alpha(\gamma), \beta(\gamma), \theta(\gamma)$, 模型相应的残差向量和残差平方和分别为 $e^*(\gamma) = H^* - \alpha(\gamma) X^* - \beta(\gamma) E^* - \theta(\gamma) H I^*(\gamma)$ 和 $S_1(\gamma) = e^*(\gamma)' e^*(\gamma)$ 。依照 Chan (1993: 520-533) 与 Hansen (1997: 1-14) 的建议, 通过采用最小二乘法来估计 γ , 即最小化 $S_1(\gamma)$ 进而得到估计值 $\hat{\gamma}$:

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma) \quad (5)$$

关于门限模型的假设检验问题, 存在以下两类检验问题: 一是门限效应的显著性检验; 二是门限估

① 本文主要介绍单一门限模型, 多重门限模型与单一门限模型类似, 仅增加了门限值的分割个数, 文章会对多重门限模型进行相关检验, 以判定门限模型的类别, 在下文不再赘述。

计值是否为真实值的检验。针对前者,由于传统似然比原则下的 F 统计量的渐进分布在门限模型中为非标准分布,我们遵循 Hansen(2000:575-603)的建议采用“Bootstrap”方法以获得渐进有效的分布,以便检验门限效应的显著性。对于后者,第二个检验的原假设为 $H_0:\gamma=\hat{\gamma}$,基于 Hansen 的方法,我们通过构造似然比统计量: $LR_1(\gamma)=\frac{S_1(\gamma)-S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2}$ 来进行检验,由于该统计量的分布也是非标准的,对此,Hansen(1999:345-368)提出了一个分配函数的反函数来简化计算: $c(\alpha)=-2\ln(1-\sqrt{1-\alpha})$ 。

由于本文所使用的因变量为二元选择变量或者多元选择变量,离散型因变量模型在 OLS 估计下无法得到准确、一致的边际效应。对此,本文将首先借助 Hansen(1999:345-368)的方法论,通过门限变量的估计来寻找模型的门限值;随后再使用微观计量模型对模型进行后估计或者再估计,下文将不再赘述。

(三) 倍差法(DID)的设定

本文还将考察“新农合”全面施行后与 2003 年以前的合作医疗保险的差异,即强调“新农合”的试点,是否真正存在影响农村居民健康的因果效应以及这一影响是否显著。而评估一项政策或者事件单独的影响,通常会采用“倍差法”或者“双重差分模型”(difference in difference)(Hill,et al,2012:282-284))。借鉴计量经济学“自然实验”的思想,我们利用倍差法的基本思想是,“新农合”的施行,一方面有可能造成同一个农村居民在制度施行前后的差异,另一方面又可能造成在同一个时点上政策施行前与政策施行后之间的差异。基于这两种差异而进行估计得到的结果,同时控制了个体自身对政策的反应和政策实施前与实施后在时间上的差异,从而能够帮助我们有效识别“新农合”实施所带来的因果效应,并同时考虑了教育程度等变量作为控制变量。换言之,该方法设计两组样本,一组是处理组(treatment group)和另一组是对照组(control group)因此,方程可以先简化表示非含控制变量为:

$$H_{it}=\mu_i+\omega_t+\delta D_{it}+\epsilon_{it}$$
(6)

其中 D_{it} 是关于有否登记“新农合”和时间周期的虚拟变量($D_{it}=1$ 指代的是有登记“新农合”和 2003 年政策实施后, $D_{it}=0$ 指代其他可能), $E(\epsilon_{it} \mid i,t)=0$ 。 μ_i 和 ω_t 分别为关于个体和 2003 年时间点前后的个体效应和时间效应。在这些条件下,我们可以分别得到非登记“新农合”的事前与事后差和有登记“新农合”的事前与事后差:

$$E(H_{it} \mid i=nonncms,t=post)-E(H_{it} \mid i=nonncms,t=ex)=\omega_{post}-\omega_{ex}$$
(7)

$$E(H_{it} \mid i=ncms,t=post)-E(H_{it} \mid i=ncms,t=ex)=\omega_{post}-\omega_{ex}+\delta$$
(8)

结合上述两个式子,差值为:

$$\{E(H_{it} \mid i=ncms,t=post)-E(H_{it} \mid i=ncms,t=ex)\}-\{E(H_{it} \mid i=nonncms,t=post)-E(H_{it} \mid i=nonncms,t=ex)\}=\delta$$
(9)

我们可以通过样本平均的方法来估计 δ 。因此结合倍差法的思想,我们将方程(1)重塑为:

$$H_{it}=\alpha+\beta_1ncms_i+\beta_2d_t+\varphi Z_{it}+\delta ncms_i*d_t+\epsilon_{it}$$
(10)

这里 $ncms_i$ 个体是否有登记“新农合”,有登记的为 1,没有登记为 0, d_t 是“新农合”政策实施后,即 2003 年后为 1,2003 年前为 0 的时间虚拟变量。 Z_{it} 则是包含了教育变量与其他控制变量的总体控制变量。基于倍差法的“新农合”的因果效应及其系数如表 1 所示。

表 1 基于倍差法的“新农合”的因果效应及其系数

	参加“新农合”(处理组)	没有参加“新农合”(对照组)	差异
“新农合”全面实施前(1997 & 2000)	$\alpha+\beta_1$	α	β_1
“新农合”全面实施后(2004 & 2006)	$\alpha+\beta_1+\beta_2+\delta$	$\alpha+\beta_2$	$\beta_1+\delta$
差异	$\beta_2+\delta$	β_2	δ

考虑到本文采用的健康状况指标主要为自评健康水平(SRH),该数据类型为排序型整数数据,如果采用传统的 OLS 进行回归时,必然会产生样本选择模型与样本选择偏误的问题(Heckman,1979:153-161)。因此,在考察“新农合”对健康状况的因果效应时,我们采取排序型 logit 模型进行估计(ordered

logit)。除此之外,考虑到排序型 logit 模型估计所得到的系数并非传统意义上的边际系数,对此我们将报告其相应的边际效应。

三、数据说明、变量选取与描述性统计

(一) 数据说明

笔者选取 CHNS 在 1997、2000、2004 以及 2006 年四个调查年份的农村居民个体面板数据作为研究样本^①。截止目前为止,受访调查地区为 15 个省份,分别遍布中国的沿海、中部、东北和西部地区^②,体现了调查样本的代表性;已经收集并公开了 9 个调查年度的数据集^③,体现了调查样本的延续性。该数据库的一大特点就是详细地记录了关于家庭以及家庭成员的医疗服务的使用、健康状况、医疗保险、经济地位和社会人口特征的面板数据,为本文研究提供了较为完整的数据基础。

出于本文的研究目的,笔者限定研究样本为农村居民的个体数据,虽然“新农合”在 2003 年才全面试点实施,但 1997 年起就开始落实和登记农村合作医疗,且 1997 和 2000 年的新农合登记人数占总数据样本 31.21%,由此我们选用登记了有无加入“新农合”的 1997、2000、2004 和 2006 年的追踪数据。最终得到拥有 5637 个观测值的非平衡面板数据,具体包含了 2786 个男性观测样本和 2851 个女性观测样本。由于本文所采用的面板门限模型要求回归样本必须为平衡面板数据,所以我们做了进一步地筛选,得到 289 个个体在四个调查年份中的平衡面板数据。

(二) 变量选取与说明

对于健康状况指标的选取,结合现有文献,自评健康水平(self-rated health),记为 SRH,是目前最被广泛使用的健康测量指标(Xie & Mo, 2014: 1-18)。具体而言,调查对象被询问:“当前,相比于其他同龄人对自己健康状况进行评价?”。根据自身情况,对给定的选项进行选择,选项分别为:非常好、良好、正常和不良或者不明(分别记为 1、2、3、4 和 9)。为了便于解释,通常在研究中对其进行取相反数变换,以体现健康水平的提升,记为 SRHN。相比于其他健康指标,自评健康指标具有许多优点。一方面,它不仅结合了生理健康、身体健康以及受访对象的健康状况满意程度,还包括了一些自身主观的慢性疾病等。另一方面,该指标的标准都是来自世界卫生组织,具有一定的权威性(Ross & Mirowsky, 1999: 445-460)。为了区分健康状况的好坏,我们对该指标的健康类别进行了分类,构建了关于个体健康好坏的 0-1 虚拟变量(记做 health),即自评健康水平为非常好、良好和正常则归为健康水平“好”,记为 1;而自评健康水平选项为不良则列入健康水平“不好”,记为 0,以便微观计量模型的估计。至于其他的健康指标,参照 Zhou(2002: 245-252)的建议,计算了个体的身体质量指数(BMI)=体重(千克)/身高(厘米)²,还将 BMI 指标分为四个区间:18.5~23.9 之间属于健康体质,记为 3;小于 18.5 属于偏瘦体质,记为 2;23.9~27.9 属于超重体质,记为 1;大于 27.9 属于肥胖体质,记为 0,生成了健康体质变量(记做 healthyweight)。为了简化分析,文章还将 BMI 指标大于 24.0 则归为超重,记为 1,反之则记为 0,超重变量记做 overweight。

至于教育程度变量的选取,我们选用了在相关研究中广泛使用的学龄(所受教育年数:eduysr)作为教育程度的代理变量。以是否登记参保“新农合”的虚拟变量作为“新农合”的代理变量,记做 ncms。而关于其他控制变量的选取,我们分别以农村居民是否正在工作 work、年龄 age、年龄的平方 age2、是否结婚 married、家庭规模 hhsz 和家庭总收入 hhincgross 作为控制变量。值得关注的是,针对农村居民是否正在工作和具体所从事工种的划分,我们将不从事农民、渔民、猎人和主妇工作且正在的工作的农村居民视为在外工作的农民工,结合数据处理结果我们发现本文全样本中,工种已知、且正在工作的农村居民有 4032 个观测值,其中农民工有 2135,占到了 52.95%;而男性农民工比例为 61.25%,女性农

①与 Xie & Mo(2014: 1-18)等学者一致,考虑到 CHNS 数据库对“自评健康水平”指标的统计仅到 2006 年,故本文的面板数据下限至 2006 年。

②15 个省份包括:北京、重庆、广西、贵州、黑龙江、河南、湖北、湖南、江苏、辽宁、山西、山东、上海、云南和浙江。

③9 个年度数据集分别对应的年份为:1989、1991、1993、1997、2000、2004、2006、2009 和 2011 年。

民工比例为 43.38％。农民工的高覆盖体现了农村居民“参保冷漠”的潜在可能。表 2 分别列示了关于总体样本和男性、女性样本上述变量的描述性统计。

表 2 数据描述性统计

总体样本：					
变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
自评健康水平(SRH)	5637	2.262	0.776	1	4
健康好坏(health)	5637	0.943	0.231	0	1
过重(overweight)	5637	0.393	0.488	0	1
学龄(eduyrs)	5637	7.126	4.139	0	18
是否正在工作(work)	5637	0.720	0.449	0	1
年龄(age)	5637	46.17	14.10	14	93
是否结婚(married)	5637	2.028	0.575	1	9
家庭规模(hhsize)	5637	20.91	23.81	1	105
是否登记“新农合”(ncms)	5637	0.685	0.597	0	9
家庭总收入(hhincgross)	5637	24974	29662	5	872200
身高(height)	5637	161.3	8.452	130	187
体重(weight)	5637	60.90	10.77	29	118.6
男性样本：					
自评健康水平(SRH)	2786	2.183	0.755	1	4
健康好坏(health)	2786	0.958	0.200	0	1
过重(overweight)	2786	0.374	0.484	0	1
学龄(eduyrs)	2786	8.266	3.571	0	18
是否正在工作(work)	2786	0.780	0.415	0	1
年龄(age)	2786	46.23	14.31	14	88
是否结婚(married)	2786	1.960	0.510	1	9
家庭规模(hhsize)	2786	20.96	23.78	1	104
是否登记新农合(ncms)	2786	0.637	0.681	0	9
家庭总收入(hhincgross)	2786	24944	25515	12	384360
身高(height)	2786	167.0	6.385	140.2	187
体重(weight)	2786	64.91	10.72	39	118.6
女性样本：					
自评健康水平(SRH)	2851	2.338	0.787	1	4
健康好坏(health)	2851	0.928	0.258	0	1
过重(overweight)	2851	0.411	0.492	0	1
学龄(eduyrs)	2851	6.012	4.349	0	17
是否正在工作(work)	2851	0.661	0.474	0	1
年龄(age)	2851	46.11	13.89	14	93
是否结婚(married)	2851	2.095	0.626	1	9
家庭规模(hhsize)	2851	20.86	23.85	1	105
是否登记“新农合”(ncms)	2851	0.732	0.497	0	9
家庭总收入(hhincgross)	2851	25003	33223	5	872200
身高(height)	2851	155.7	6.160	130	175.5
体重(weight)	2851	56.97	9.269	29	102

注：为了数据直观表述，本表中针对变量选取的结果，相应的变量均没有经过对数变换，在下面的实证检验中将采用对数形式。

四、实证分析结果

（一）“新农合”、教育程度对健康状况的估计结果

作为本文研究的起点，我们首先对基准模型进行微观计量的面板分析，在表 3 中报告了农村居民加入“新农合”以及教育程度对健康状况的最大似然估计结果(MLE)。其中，列(1)和列(2)分别汇报的是使用 logit 和 probit 模型进行估计的结果，从系数的显著性上而言，logit 模型和 probit 模型所估计的系

数显著性相一致。事实上,根据 probit 模型所采用的累积分布函数是标准正态形式,而 logit 模型的累积分布函数采用的 logistic 分布。但由于 logistic 分布函数有解析式表达式,而标准正态分布则没有,所以 logit 模型往往在实证模型中被采用(Cameron & Trivedi,2005)。我们在之后的估计中主要采用 logit 模型进行估计。除此之外,列(3)和列(4)报告的是男性与女性农村居民的样本,以检验不同性别人群的差异性结果。最后,为了更好地反映是否加入“新农合”对农村居民的健康状况的影响程度,我们对样本进行了事前和事后的划分,然后进行了“反事实”的实证检验,即 1997 和 2000 年是“新农合”政策在 2003 年全面实施前的调查子样本,作为控制组;而 2004 和 2006 年则是之后的样本,作为处理组。通过控制组与处理组实证结果的前后对比,旨在清楚地反映“新农合”政策的实施对农村居民健康水平的影响。

表 3 “新农合”、教育程度对健康状况的微观面板计量估计

被解释变量:health

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	1997,2000,2004 & 2006				1997 & 2000	2004 & 2006
	logit	probit	logit_Male	logit_Female	logit_exante	logit_expost
eduyrs	0.0851*** (0.0241)	0.0447*** (0.0125)	0.107** (0.0420)	0.0608** (0.0298)	-0.0148 (0.0440)	0.0982*** (0.0254)
work	0.785*** (0.182)	0.411*** (0.0958)	1.215*** (0.326)	0.543** (0.217)	0.802* (0.440)	0.830*** (0.208)
Age	-0.0880** (0.0362)	-0.0408** (0.0185)	-0.0643 (0.0550)	-0.102** (0.0497)	-0.168* (0.0879)	-0.0914** (0.0405)
age2	0.000508 (0.000337)	0.000218 (0.000173)	0.000413 (0.000528)	0.000541 (0.000452)	0.00144* (0.000844)	0.000485 (0.000369)
female	-0.422** (0.179)	-0.218** (0.0925)			-0.120 (0.314)	-0.592*** (0.197)
married	0.213 (0.142)	0.110 (0.0748)	-0.185 (0.202)	0.381** (0.182)	-0.288 (0.281)	0.265* (0.152)
hhsz	-0.00162 (0.00322)	-0.000865 (0.00167)	-0.00596 (0.00531)	0.00127 (0.00402)	-0.00114 (0.0124)	-0.00183 (0.00312)
hhincgross	1.09e-05** (4.59e-06)	5.49e-06** (2.26e-06)	1.80e-05* (1.04e-05)	7.09e-06 (4.69e-06)	5.96e-05*** (1.89e-05)	1.01e-05** (4.51e-06)
ncms	-0.176 (0.114)	-0.0946 (0.0610)	-0.138 (0.137)	-0.274 (0.211)	-0.323 (0.387)	-0.0821 (0.116)
Time effect	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
观测值个数	5,637	5,637	2,786	2,851	2,511	5,257
调查人数	3,825	3,825	1,861	1,964	2,201	4,493

注:(1)***,**,*分别表示在 1%,5%和 10%水平上显著;(2)括号中为异方差稳健的标准误。

首先分析总体样本的估计结果。可以看出,列(1)、(2)显示教育(学龄)与健康状况存在高度正相关关系,在 1%水平上显著。具体而言,在 logit 模型估计下,额外增加一年的学龄,将会导致农村居民的健康状况变好增加 8.51%的概率。由此揭示了农村居民随着自身学龄的增长,将会更好地管理自己的健康,以获得一个更好的健康水平,也再次验证了教育程度对提高健康水平所发挥的重要作用。然而,值得注意的是,是否登记参保“新农合”与健康状况的相关性并不显著,但符号为负,表明“新农合”政策颁布与实施,并没有给农村居民带来提高健康水平的期望,反而造成了背道而驰的局面。从其他控制变量的回归系数来看,其一,家庭总收入的增加,能够显著地提高农村居民健康水平变好的概率,反映了对以家庭为单位生活的农村家庭而言,家庭收入的提高,能够帮助各家庭成员提高生活的质量水平,包括饮食和健康等各方面生活条件;其二,年龄变量的系数显著为负,反映了随着年龄的增长,身体抵抗力随之下降而造成健康水平下降的不争事实,符合实际情况。其三,工作的参与显著地促进居民健康水平变好的可能,表明主要参与体力劳动的农村居民,由于工种的强度原因,而拥有更强壮的身体以抵抗疾病发生的可能,从而拥有更好的健康水平。其四,女性虚拟变量显著为负,表明了在农村地区,女性健康状况较好的情形要低于男性,具体的差异分析可从男性与女性的子样本结果中发现。

再看关于子样本的结果分析。针对男、女样本,本文发现每增加一年的教育年数,男性居民拥有好的健康状况的概率要显著高于女性 3.99 个百分点;不仅如此,对于参与工作的农村男性居民,其健康水平好的概率也明显地好于女性。除此之外,家庭总收入的增加,也显著地提高男性居民健康水平,而与女性健康水平不显著,揭示了男性在农村家庭中的地位的重要性;反观农村女性,结婚变量与好的健康水平显示出显著的正相关,表明了女性在婚后显著地提升了自身的健康水平。

最后,对于“新农合”政策全面实施前后的对比表明,随着“新农合”的实施,除了家庭总收入的系数以外,其他系数的绝对值都明显大于总体样本的对应系数。特别是教育变量,在政策实施前,学龄与健康状况呈现不相关的负向关系,政策实施后则呈现非常显著的正相关。这体现了教育对健康的“效率提升说”,表明通过“新农合”的参保,农村居民的各相关变量对好的健康状况的贡献率均得到提升,而且婚姻变量的系数也由总体样本的不显著变成事后样本的显著。然而,这些变化仅仅反映了“新农合”政策对居民健康的间接影响,表 3 中“新农合”变量的系数却始终不显著。由此表明,尽管“新农合”的覆盖率逐年提升,但农村居民由于自身教育程度所限,造成对新的医疗保险的认知能力有限,没能发挥出“新农合”制度的有效性。

（二）“新农合”、教育程度对超重体质的估计结果

与表 3 类似,表 4 汇报的是“新农合”、教育程度对超重体质影响的估计结果。值得关注的是,总体样本和事后样本都显示出了登记参保“新农合”与超重体质在 10%显著性水平上负相关,结合前述分析,“新农合”的参保能够帮助居民在一定程度上注意饮食情况,减小超重的概率,但对总体健康状况而言,效率甚微。关于其他控制变量,工作的参与会显著减少超重的发生,而随着年龄增长,超重发生的可能性增大。除此之外,不同于健康好坏的估计结果,家庭总收入对超重的影响极小且并不显著,表明造成居民超重的原因并非收入。

表 4 “新农合”、教育程度对超重体质的 logit 估计

被解释变量:overweight

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	1997、2000、2004 和 2006				1997 & 2000	2004 & 2006
	logit	probit	logit_Male	logit_Female	logit_exante	logit_expost
eduyrs	0.0865** (0.0346)	0.0461*** (0.0164)	0.213*** (0.0545)	0.0144 (0.0465)	0.0539 (1.490)	0.0840 (0.0913)
work	-0.449** (0.225)	-0.248** (0.112)	-0.284 (0.329)	-0.612** (0.301)	-0.920 (31.97)	-1.175* (0.701)
age	0.425*** (0.0440)	0.238*** (0.0242)	0.371*** (0.0613)	0.482*** (0.0628)	0.583 (0)	0.576*** (0.122)
age2	-0.00395*** (0.000441)	-0.00222*** (0.000244)	-0.00352*** (0.000632)	-0.00440*** (0.000615)	-0.00539 (0)	-0.00531*** (0.00116)
female	0.551** (0.253)	0.297** (0.121)			0.286 (2.281)	-0.293 (0.639)
married	0.0778 (0.171)	0.0501 (0.0863)	0.104 (0.217)	-0.0129 (0.261)	0.186 (20.25)	-0.0406 (0.342)
hhsz	0.0122** (0.00539)	0.00671*** (0.00230)	0.0142* (0.00753)	0.0118 (0.00723)	-0.000649 (0.143)	0.00946 (0.0137)
hhincgross	-7.70e-07 (2.86e-06)	-4.22e-07 (1.41e-06)	3.76e-06 (4.39e-06)	-3.68e-06 (3.61e-06)	1.78e-06 (5.60e-05)	2.92e-06 (6.95e-06)
ncms	-0.311* (0.184)	-0.167* (0.0951)	-0.450 (0.275)	-0.0170 (0.279)	-0.516 (13.33)	-0.462* (0.277)
Constant	-13.39*** (1.298)	-7.426*** (0.674)	-13.19*** (1.832)	-13.72*** (1.764)	-16.62 (27.41)	-15.74*** (2.584)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
观测值个数	5,637	5,637	2,786	2,851	2,511	5,257
样本个体数	3,825	3,825	1,861	1,964	2,201	4,493

注:(1)***,**,*分别表示在 1%,5%和 10%水平上显著;(2)括号中为异方差稳健的标准误。

有趣的是,在总体样本中,教育学龄的增加,将会显著地提高超重的发生率,尤其是在男性样本当中,表明农村地区教育程度相对较高的居民在饮食上并没有很好的健康认知,导致了超重,这与城镇居民的情况相反(Xie & Mo,2014:1-18)。针对此种现象,我们认为主要由两个原因所导致:一是由于教育程度对医疗保险的反应具有非线性的内生性问题,进而导致的符号不一致现象,本文将对此进一步进行实证检验;二是变量选择问题,overweight 超重变量简化选择,而提高了与教育变量的正相关关系。对此,我们将在下面的实证模型中采用体质覆盖更广的“健康体质”变量(healthyweight)。

(三)“新农合”、教育程度对健康状况和健康体质的面板门限模型的估计结果

近年来,随着非线性时间序列模型的广泛应用,在实证研究中考虑非线性的内生变量模型已得到广泛重视,这同样体现在面板数据的研究中(Bick,2010:126-129;Nautz & Scharff,2012:449-460)。本文建立面板门限模型进行进一步检验。一方面,教育程度高的人健康知识较为丰富,有相对较高的认知能力,根据“效率提升说”,在生活中选择更加健康的行为和生活方式(Kenkel,1991:287-305;Cutler & Lleras-Muney,2010:1-28)。针对本文而言,需要检验教育是否有效地帮助居民利用“新农合”政策,提高健康水平。另一方面,针对前述的目前农村居民对医疗保险制度的“参保冷漠”现象,结合表 3 汇报的结果来看,登记参加“新农合”与健康好坏的系数为负,对“新农合逆向选择”现象需要进一步分析。本文在此首先利用面板门限模型,估计得到“新农合”关于教育程度的门限值;再者,根据门限值的界定,对方程进行微观计量模型的实证检验。

首先,需要对门限模型的重数进行甄别,才能对门限值进行估计。我们首先在模型给定不存在门限、存在一个门限值和存在两个门限值的情形下对门限模型进行估计,分别得到 F 统计量和“bootstrap”方法得到的 P 值表。表 5 分别报告了关于健康状况和体质超重情况的门限重数的检验,从中发现两类模型单一门限的检验效果在 5%显著性水平下均十分显著,对应的 P 值均为 0.020,且对应的门限值也都是学龄为 5 年(如图 1)。不同的是,体质超重模型还存在着三重门限模型的情况,考虑到其 P 值 0.050 大于 0.020,还有为了便于两类实证检验统一分析,文章将基于单重门限模型进行分析。不仅如此,图 1 绘制的 LR 函数图清晰地反映了两类模型的门限值构建过程以及置信区间。

表 5 门限效果检验

类别	健康状况模型门限重数检验					体质超重模型门限重数检验				
	F 值	P 值	临界值			F 值	P 值	临界值		
			1%	5%	10%			1%	5%	10%
单一门限	7.773**	0.020	8.751	5.904	4.890	7.804**	0.020	9.464	5.857	4.527
双重门限	0.205	0.620	17.049	6.409	3.824	1.258	0.240	10.118	5.078	3.019
三重门限	0.007	0.920	21.751	7.754	3.506	6.329**	0.050	10.046	6.044	4.245

注:(1)P 值和临界值均为“bootstrap”抽样 100 次得到;(2)***,**,* 分别表示在 1%,5%和 10%水平上显著。

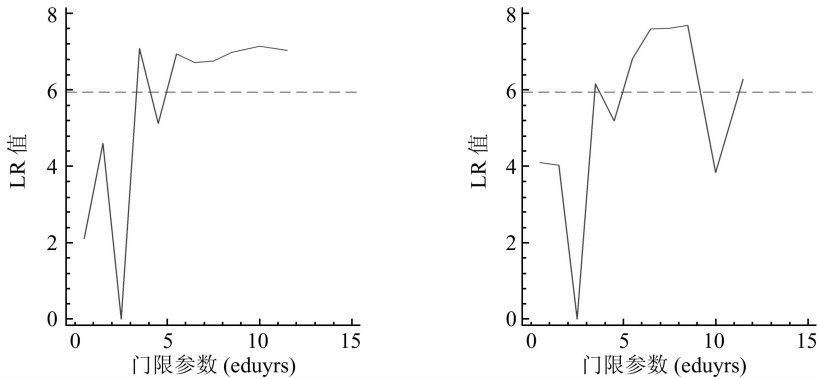


图 1 门限估计值与对应置信区间

得到门限值的估计值之后,文章基于方程对健康状况和健康体质进行微观计量模型的再估计。其

中,为了更好地反映健康和体质变化,这里我们采用 SRH 的相反数 SRHN(指数越高,健康水平越高)来俘获健康状况,而健康体质则采用体质评价指标 healthyweight 进行俘获,健康状况和健康体质分别采用 ordered logit 模型和 logit 模型进行估计,并使用了门限值学龄 5 年进行了划分,如表 6 所示。

便于说明,文章在此将学龄小于或等于 5 年的结果视为控制组,而学龄大于 5 年的结果视为处理组进行阐述。与表 3 和表 4 结果形成鲜明的对比,教育程度与健康状况或者健康体质呈显著相关的仅有列(2),且显著性水平仅有 10%,表明在克服了由教育变量所导致的非线性内生性问题后,农村居民的教育程度对提高健康水平处于低效率阶段,也侧面反映了农村居民的总体教育水平偏低。值得注意的是,表 4 出现的教育程度增加而导致超重的问题在此得到了一定程度的校正,也验证了存在着教育对“新农合”的门限效应。

表 6 “新农合”、教育程度对健康状况和健康体质的面板微观计量估计

	(1)	(2)	(3)	(4)
	学龄≤5	学龄>5	学龄≤5	学龄>5
	ologit_SRHN_left	ologit_SRHN_right	logit_healthyweight_left	logit_healthyweight_right
变量	SRHN(健康状况)		Healthyweight(健康体质)	
eduyrs	0.0157	0.0326*	-0.0330	0.0259
	(0.0296)	(0.0168)	(0.0876)	(0.0565)
work	0.619***	0.148	0.186	0.753***
	(0.133)	(0.100)	(0.412)	(0.276)
age	-0.0736***	-0.0122	-0.207*	-0.301***
	(0.0274)	(0.0176)	(0.108)	(0.0714)
age2	0.000322	-0.000357*	0.00201**	0.00307***
	(0.000252)	(0.000200)	(0.000994)	(0.000779)
female	-0.268**	-0.433***	-1.789***	-0.206
	(0.129)	(0.0801)	(0.508)	(0.272)
married	0.182**	-0.165**	-0.227	-0.480**
	(0.0837)	(0.0822)	(0.264)	(0.230)
hhszise	-0.00113	-5.24e-05	-0.00929	-0.00966**
	(0.00272)	(0.00159)	(0.00839)	(0.00456)
hhincgross	4.97e-06***	1.55e-06	-5.15e-06	-1.08e-06
	(1.57e-06)	(1.33e-06)	(4.28e-06)	(2.97e-06)
ncms	-0.253**	-0.117**	1.292***	0.639***
	(0.114)	(0.0576)	(0.396)	(0.236)
时间效应	Yes	No	No	Yes
观测值个数	1,885	3,752	1,885	3,752
样本个体数	1,299	2,624	1,299	2,624

注:(1)***,**,*分别表示在 1%,5%和 10%水平上显著;(2)括号中为异方差稳健的标准误。

再者,本文关注的“新农合”变量的系数在全部模型中均显著。具体而言,通过列(3)和列(4)结果的对比来看,登记参保“新农合”确实能够发挥提升农村居民健康体质的作用,特别是对于学龄小于或等于 5 的受教育程度较低居民,说明了教育程度低的农村居民由于此前对于健康知识的了解甚少,生活方式较为不健康,他们从“新农合”中获益比教育程度高的农户更为明显。就健康状况的回归结果而言,“新农合”变量的系数显著为负,揭示了农村居民确实存在由自身教育程度所限而产生的“新农合逆向选择”现象,即加入了“新农合”后,出现了健康状况变差的趋势。然而值得关注的是,学龄大于 5 的处理组对应的系数绝对值明显小于控制组系数,表明尽管存在类似逆向选择的现象,但是学龄更高的居民更有可能从中趋利避害,这与教育对健康的效率提升作用一致。

关于其他控制变量的解释,投身于工作当中的农村居民能够显著地提升健康水平和强健体质;随着年龄的增长,健康和体质的衰退是不争的事实;在健康方面,同样存在着男女性别上的差异,具体表现为男性健康状况和健康体质均好于女性;有趣的是,在婚姻上,学龄低的居民在婚后显著地改善自身的健

康水平,相反,学龄高的反而出现了健康状况变差的局面;最后,关于家庭规模和家庭总收入而言,在学龄大于 5 的情形下,家庭规模与健康体质显著负相关,表明家庭规模过于庞大,成员之间更容易发生家庭健康资源的挤占现象,从而个体体质较差;而家庭总收入则在学龄小于或等于 5 年时,与健康状况显著正相关。

(四)“新农合”、教育程度对健康状况的因果效应

为了进一步研究“新农合”政策的实施对农村居民健康状况影响的因果效应,我们采用了倍差法对方程进行回归,分别考察 2003 年“新农合”实施前与实施后对农村居民的健康状况和健康体质的因果效应,实证结果列示于表 7。

表 7 “新农合”、教育程度对健康状况的因果效应:倍差法分析

	(1)	(2)
	ologit	logit
变量名	SRHN(健康状况)	Healthyweight(健康体质)
eduyrs	0.0282*** (0.00947)	0.00811 (0.0303)
work	0.286*** (0.0790)	0.558** (0.230)
age	-0.0393*** (0.0128)	-0.287*** (0.0521)
age2	-3.43e-05 (0.000136)	0.00288*** (0.000540)
female	-0.390*** (0.0682)	-0.654*** (0.226)
married	0.0271 (0.0588)	-0.382** (0.164)
hhsz	-0.000137 (0.00138)	-0.00966** (0.00403)
hhincgross	3.13e-06*** (8.89e-07)	-2.15e-06 (2.38e-06)
ncms	0.224** (0.110)	0.725* (0.398)
treat	-0.106 (0.0975)	-0.645* (0.343)
ncms_treat	-0.410*** (0.120)	0.108 (0.439)
Constant		13.23*** (1.513)
观测值	5,637	5,637
Number ofIDind	3,825	3,825

注:(1)***,**,*分别表示在 1%,5%和 10%水平上显著;(2)括号中为标准误。

从列(1)与列(2)对比来看,“新农合”的登记在 5%和 10%显著性水平下促进健康状况和健康体质的增长。然而值得注意的是,虽然 treat 变量在健康状况和健康体质下的系数显著性并不明显,但系数为负,说明处理组和对照组在 2003 年前后的差异并非特别显著,且随着“新农合”的实施,反而导致了农村居民健康水平变差的趋势,这与文章前面的研究结果基本一致。更进一步,“新农合”与处理组的交叉项系数在健康状况模型的估计中显著为负,由此表明 2003 年后,登记参保“新农合”的农村居民的健康水平反而比不参保的农村居民健康水平更糟,从一定程度上说明了农民居民到外地打工而返乡“看病难”的现象。当然,结合上一部分门限模型的解释,教育程度在农村居民参保行为与自身健康水平的过程中发挥了门限效应的作用,即教育程度更高的居民才能更好地享受医疗保险的保障,正如教育程度变量 eduyrs 显著为正所示。此外,对于健康体质模型的估计结果,教育程度变量以及“新农合”与处理组

的交叉项系数均不显著,由此说明参保“新农合”对农村居民的健康体质并不存在明显的提升,而体质健康的维持更多地还是来自年轻的体力劳作居民(work 系数显著为正,age 系数显著为负),且在农村里,男性的健康水平显著地好于女性。其余控制变量的解释与前文相似,在此不再赘述。

从关于“新农合”对农村居民健康水平的倍差法分析来看,一方面,如果单纯考虑二者之间的关系,将无法反映教育程度在其中发挥的门限效应的作用;另一方面,表 7 的回归结果仅仅表明了 2003 年之后的参保农村居民的健康水平出现了下降趋势,说明“新农合”政策的效应并不显著。因此,本文围绕教育程度对健康水平的面板门限模型的考察,通过强调教育与健康的互补性来提高农村医疗保险制度的效应,是更好发挥“新农合”的效应的可行途径。

五、结 论

本文在农村“新农合”制度背景下,通过 1997、2000、2004 以及 2006 年间的中国健康与营养调查(CHNS)的农村个体调查对象的面板数据,研究了农村居民个体的教育程度通过参保“新农合”这一渠道,对健康状况的影响机制,以期回答农村居民当前存在的“参保冷漠”现象对其健康水平造成的影响及作用机理。与既有的文献相比,本文根据微观数据的特征,采用了 logit 模型、ordered logit 模型以及 probit 模型,面板门限模型以及倍差法,克服了教育变量存在的非线性内生性问题。尤其是本文首次采用了面板门限模型来定量剖析教育在“新农合”对农村居民健康水平改善过程中的作用,采用自评健康水平、健康好坏、过重,以及健康体质等多种指标,从不同侧面来测度农户健康状况,通过实证分析检验了教育对于健康的“效率提升”假说。而本文对于“新农合逆向选择”现象的阐释、以及对于农村教育门限值的研究,也弥补了以往文献中这方面研究的缺失,为完善农村居民医疗保险制度提供了进一步的证据。

本文的研究证实了以下几个发现:(1)在微观计量模型设定下,教育年份更高的农村居民拥有更好的健康状况,虽然参保“新农合”能够显著地降低农村居民体质超重问题,但却存在健康状况变差的趋势,产生由自身健康知识缺失而导致的“新农合逆向选择”的无奈局面;(2)通过面板门限模型的估计与检验,教育程度对“新农合”存在单一门限效应,即以农村个体的教育程度(学龄)作为门限变量,模型发现教育程度的门限值为 5,即学龄小于 5 年的农村居民在登记加入“新农合”后,相对于学龄大于 5 年的农村居民,健康状况变得更差的情况;而只有当学龄大于 5 年时,“新农合”才能发挥提高健康水平的作用;(3)采用倍差法的计量方法估计“新农合”对农村居民健康水平所产生的直接政策影响,实证结果表明“新农合”实施后与实施前的差异系数为负,由此说明了“新农合”政策的落实力度并不显著,也进一步揭示了农村居民参保医疗保险应该与其自身教育程度相辅相成。

根据实证研究结果,本文对于我国改革完善医疗保险制度提出了政策建议。我们认为,在中国,农村居民医疗保险制度仍亟待完善,迄今为止,新农合落实的力度尚不显著,与农村教育水平仍较低存在密切相关性。具体而言,根据“新农合”规定,参保的农村居民要求在原住地缴纳保险费,并在原居住地看病和报销,这无形之中对大规模在外打工的农村居民造成了很大不便,加之农村居民的总体教育程度较低,低教育程度的农村居民,由于自身关于健康认知的缺失往往造成了“参保冷漠”的无奈局面,最后酿成了“新农合逆向选择”的困局。因此,结合现阶段所发生的农村居民“参保冷漠”与“看病难,看病贵”等相关的矛盾问题,要从根本上改善农村居民健康问题,不仅需要建立更完善的医疗保险体系,还迫切需要加强农村教育和人力资本投资。特别是加强对农村低收入者、低教育者的培训,事实表明,这些人群反而是新农合保险中边际受益最大的群体。

为此我们建议,在进一步完善“新农合”的同时,一方面,要加强农村地区基础教育、职业培训和继续教育投入,为农村居民提供更多、更灵活的受教育机会,提高农村居民总体人力资本水平;另一方面,要大力开展农村地区的健康教育,例如借助互联网媒介传授饮食健康知识、提供老年保健场所和养护服务、举行健康教育咨询与讲座等,以此来提高农村居民的健康认知能力。只有这样,才能使农村居民医保体系的建设与提高农民教育水平紧密相结合,从根本上改善农民健康水平,减轻农民经济负担。

参考文献:

- [1] 白重恩等(2012). 医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据. 经济研究, 2.
- [2] 封进等(2010). 新型农村合作医疗对县村两级医疗价格的影响. 经济研究, 11.
- [3] 程令国等(2014). 教育如何影响了人们的健康? ——来自中国老年人的证据. 经济学(季刊), 1.
- [4] 龚文海(2009). 农民工医疗保险:模式比较与制度创新——基于11个城市的政策考察. 人口研究, 4.
- [5] 解 垚(2008). 新型农村合作医疗的福利效应分析:微观数据的证据. 人口与发展, 5.
- [6] 梁 雄军等(2007). 农村劳动力二次流动的特点、问题与对策——对浙、闽、津三地外来务工者的调查. 中国社会科学, 3.
- [7] 马 双、张 劼(2011). 新型农村合作医疗保险与居民营养结构的改善. 经济研究, 5.
- [8] 石智雷、杨云彦(2011). 外出务工对农村劳动力能力发展的影响及政策含义. 管理世界, 12.
- [9] 苏春红、田坤忠(2012). 我国新型农村合作医疗对农村居民健康的影响:机遇中国健康和营养调查数据的研究. 制度经济学研究, 2.
- [10] 王天宇、彭晓博(2015). 社会保障对生育意愿的影响:来自新型农村合作医疗的证据. 经济研究, 2.
- [11] 王延中(2001). 中国社会保险基金模式的偏差及其矫正. 经济研究, 2.
- [12] 姚 俊(2015). 理性选择、外部激励与新农保连续性参保——基于四省的调查. 中国人口科学, 4.
- [13] 张川川等(2015). 新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给. 经济学(季刊), 1.
- [14] 张世伟、赵亮(2009). 农村劳动力流动的影响因素分析——基于生存分析的视角. 中国人口资源与环境, 4.
- [15] 邹 珺(2003). 合作医疗的制度分析. 中国社会科学院研究生院博士学位论文.
- [16] 邹 薇、郑 浩(2014). 贫困家庭的孩子为什么不读书:风险、人力资本代际传递和贫困陷阱. 经济学动态, 6.
- [17] D. Acemoglu & S. Johnson(2007). Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth. *Journal of Political Economy*, 115(6).
- [18] G. S. Becker(1964) *Human Capital Theory*. New York: Columbia University Press.
- [19] J. Benhabib & M. M. Spiegel(1994). The Role of Human Capital in Economic Development Evidence from Aggregate Cross-Country Data. *Journal of Monetary economics*, 34(2).
- [20] A. Bick(2010). Threshold Effects of Inflation on Economic Growth in Developing Countries. *Economics Letters*, 108(2).
- [21] A. C. Cameron & P. K. Trivedi(2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. London: Cambridge University Press.
- [22] K. -S. Chan(1993) Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model. *The Annals of Statistics*.
- [23] Y. Chen & G. Z. Jin(2012). Does Health Insurance Coverage Lead to Better Health and Educational Outcomes? Evidence from Rural China. *Journal of Health Economics*, 31(1).
- [24] D. Clark & H. Royer(2013). The Effect of Education on Adult Mortality and Health: Evidence from Britain. *The American Economic Review*, 103(6).
- [25] D. M. Cutler & A. Lleras-Muney(2010). Understanding Differences in Health Behaviors by Education. *Journal of Health Economics*, 29(1).
- [26] W. Easterly & R. Levine(2003). Tropics, Germs, and Crops: How Endowments Influence Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 50(1).
- [27] M. Grosman(2000). The Human Capital Model of the Demand for Health. *AJ Culyery JP Newhouse, Handbook of Health Economics, Elsevier*.
- [28] M. Grossman(1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2).
- [29] B. E. Hansen(1997). Inference in Tar Models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 2(1).
- [30] B. E. Hansen(1999). Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference. *Journal of Econometrics*, 93(2).
- [31] B. E. Hansen(2000). Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, 68(3).

- [32] J. J. Heckman(1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 47(1).
- [33] R. C. Hill, et al(2012). *Principles of Econometrics*. Hoboken, N. J. : John Wiley & Sons.
- [34] D. S. Kenkel(1991). Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling. *Journal of Political Economy*, 99(2).
- [35] X. Lei & W. Lin(2009). The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health?. *Health Economics*, 18(S2).
- [36] J. Mincer(1984). Human Capital and Economic Growth. *Economics of Education Review*, 3(3).
- [37] E. R. Moen(1999). Education, Ranking, and Competition for Jobs. *Journal of Labor Economics*, 17(4).
- [38] D. Nautz & J. Scharff(2012). Inflation and Relative Price Variability in the Euro Area: Evidence from a Panel Threshold Model. *Applied Economics*, 44(4).
- [39] Michael K. Paasche-Orlow & Michael S. Wolf(2007). The Causal Pathways Linking Health Literacy to Health Outcomes. *American Journal of Health Behavior*, 31(1).
- [40] C. E. Ross & J. Mirowsky(1999). Refining the Association between Education and Health: The Effects of Quantity, Credential, and Selectivity. *Demography*, 36(4).
- [41] E. W. Tallman & P. Wang(1994). Human Capital and Endogenous Growth Evidence from Taiwan. *Journal of Monetary Economics*, 34(1).
- [42] A. Wagstaff, et al(2009). Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme. *Journal of Health Economics*, 28(1).
- [43] J. Wooldridge(2012). Introductory Econometrics: A Modern Approach, *South-Western Cengage Learning*.
- [44] S. Xie & T. Mo(2014). The Impact of Education on Health in China. *China Economic Review*, 29.
- [45] B. Zhou(2002). Effect of Body Mass Index on All-Cause Mortality and Incidence of Cardiovascular Diseases-Report for Meta-Analysis of Prospective Studies Open Optimal Cut-Off Points of Body Mass Index in Chinese Adults. *Bio-medical and Environmental Sciences: BES*, 15(3).

New Rural Cooperative Medical System, Education Attainment, and Rural Residents' Health:

A Panel Data Approach to the CHNS Data in China

Zou Wei (Wuhan University)

Xuan Yingchao (Wuhan University)

Abstract: There are considerable concerns and debates of the effect of rural education on the health of rural residents under the new rural cooperative medical system (NCMS), yet few researchers provide empirical study. Using the panel data from 1997 to 2006 of the China Health and Nutrition Survey (CHNS), we explore the transition from rural residents' education to their health under NCMS by building micro-econometric panel data model and panel threshold model. We thus analyze the "NCMS indifference" and "adverse selection" paradox. Generally, there exists single threshold effect of education on NCMS. Only for those rural residents with more than 5 years' schooling, NCMS can improve health condition effectively. And the causal effect of NCMS on rural residents' health is not significant. Therefore, in order to improve health of rural residents, we need not only better rural medical insurance system, but also more investment on rural education and human capital accumulation.

Key words: new rural cooperative medical system; education attainment; rural residents' health; panel threshold model

■作者地址: 邹 薇, 武汉大学经济与管理学院; 湖北 武汉 430072. Email: zouwei@whu.edu.cn.

宣颖超, 武汉大学经济与管理学院。

■基金项目: 国家社会科学基金重大招标项目(011&ZD006); 国家社会科学基金重点项目(010AZD013)

■责任编辑: 叶娟丽